

Forma funcional del AIDS:VAR. Demográfica-Errores de medida. Análisis para la economía española.

Susana Marín

*Departamento de Estadística y Econometría.
Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales.
Universidad de Barcelona.
Avda. Diagonal, 690 - 08034 Barcelona*

**Forma funcional del AIDS: Var.
Demográfica-errores de medida.
Análisis para la economía española.**

RESUMEN

Nuestro interés por la "Teoría de la Demanda del Consumidor" se orienta al estudio de los "modelos completos de ecuaciones de demanda". Entre todos ellos, elegimos el "*Modelo de Demanda Casi Ideal*" A.I.D.S. de Deaton y Muellbauer (1980) y analizamos si el modelo verifica las propiedades establecidas por la teoría de la demanda.

También, se amplía el conjunto de variables explicativas con la inclusión de una nueva variable que recoge las características demográficas y se estudia la estructura de consumo de la economía española en el período 1977-1983.

**Functional form of AIDS:
Demography variable-errors of Measure.
Analysis for the Spanish Economy.**

ABSTRACT

Our interest for the "Consumer Demand Analysis" is to study the "complete models of demand". Between all them, we choose the "*Almost Ideal Demand System*" (A.I.D.S.) of Deaton and Muellbauer (1980), and we analyse if the model verifies the properties of demands.

Also, the group of explanatory variables increases with a demography and we study the structure of consumption of the Spanish economy (1977-1983).

Forma funcional del AIDS:VAR. Demográfica-Errores de medida. Análisis para la economía española.

I. INTRODUCCIÓN

La primera publicación relativa a la aplicación empírica de un "*modelo completo de ecuaciones de demanda*" (Sistema Lineal del Gasto) fue realizada en 1954 por Richard Stone respecto la economía británica. Desde ese momento hasta la actualidad, el interés de los investigadores por este campo económico ha experimentado un considerable aumento, incrementándose el número de trabajos publicados relativos a este tema.

Si se ciñe el marco de referencia a España, se pone en evidencia una escasez en relación a este tipo de estudios. Una posible causa que explicaría este hecho, responde a la dificultad que existe en nuestro país para obtener la información estadística necesaria para realizar este tipo de análisis. A la vez, también destaca que los pocos trabajos publicados en España [entre otros: Lluc, 1971-A, 1971-B, 1973; Sanz, 1974; Abadía, 1984; y López, 1986] siempre han utilizado como modelo de demanda el "Sistema Lineal del Gasto" (o una modificación del mismo) a pesar de las limitaciones que él posee, entre las que destacan por ejemplo:

- a).— La existencia de una proporcionalidad entre las elasticidades precio y las elasticidades renta.
- b).— No incluye la existencia de bienes clasificados como inferiores.
- c).— Los bienes deben ser sólo complementarios brutos o sustitutivos netos.

Todo ello, nos condujo a elegir en nuestro análisis el "*Sistema de Demanda Casi Ideal*" ("*Almost Ideal Demand System*", AIDS), pues entre otras ventajas presenta las siguientes:

- i).— Sus escasos años de existencia, pues fue creado por Deaton y Muellbauer en 1980.
- ii).— Satisface los axiomas de la teoría de la elección y agrega perfectamente los consumidores.
- iii).— Su forma funcional permite ampliar el conjunto de variables

explicativas y posibilita una estimación fácil.

iv).— Permite contrastar las propiedades de homogeneidad de grado cero y de simetría, a través de restricciones lineales en los parámetros.

Los objetivos de nuestra investigación se pueden resumir en los siguientes:

- 1).— Incorporar una nueva variable explicativa, que recoga las características demográficas de los consumidores [el tamaño familiar como variable "proxy"].
- 2).— Analizar la evolución del nivel de ajuste en la especificación del AIDS, al ir incorporándole nuevas hipótesis y restricciones a las funciones de demanda originales, hasta llegar a justificar la presencia de "*variables latentes*" (errores de medida).
- 3).— Realizar un análisis empírico para la economía española y observar la estructura de consumo que corresponde a nuestro país, asociada al período analizado.

El contenido de este artículo se estructura en las siguientes partes: la sección II recoge el modelo teórico AIDS, para continuar con la descripción de los datos y método de estimación en la III. En la sección IV se comentan los resultados obtenidos y en la V y última, se establecen las principales conclusiones.

II. EL MODELO AIDS

Entre las distintas características que presenta este sistema de demanda AIDS, destaca el hecho de que no se deriva a partir de una función específica de utilidad, sino desde una función de coste basada en considerar un orden de preferencias del consumidor conocida como la clase PIGLOG, el cual supone que las demandas del mercado responden a decisiones de consumidores racionales. A partir de un determinado nivel de utilidad (u) y de unos precios dados (p), el nivel de gasto que elegirá el consumidor será aquel que minimice su función de coste [$c(u,p)$] definida por la siguiente ecuación:

$$\log c(u,p) = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k \log p_k + 1/2 \sum_k \sum_j \gamma_{kj}^* \log p_k \log p_j + u \beta_0 \prod_k p_k \beta_k \quad (2.1)$$

Donde e^{α_0} se interpreta como el nivel de coste de subsistencia de un individuo ($u = 0$) en el período de referencia, año base ($p_i = 1, \forall i$).

Si definimos la variable w_i como el porcentaje del gasto presupuestario dedicado a cada bien:

$$w_i = p_i q_i / c(u, p) = \delta \log c(u, p) / \delta \log p_i \quad (2.2)$$

Las *funciones de demanda del AIDS* tienen la siguiente expresión:

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log (X/P) \quad (2.3)$$

Los parámetros son los términos α_k , β_i y γ_{ij} , sobre los que se establecen las siguientes restricciones:

$$\text{Aditividad: } \sum_i \alpha_i = 1; \sum_i \gamma_{ij} = 0; \sum_i \beta_i = 0 \quad (2.4)$$

$$\text{Homogeneidad: } \sum_j \gamma_{ij} = 0 \quad (2.5)$$

$$\text{Simetría: } \gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad (2.6)$$

Por otro lado, la utilización del gasto real (X/P) , conlleva el uso de una nueva variable P definida como el índice general de precios:

$$\log P = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k \log p_k + 1/2 \sum_j \sum_k \gamma_{kj} \log p_k \log p_j \quad (2.7)$$

Bajo este conjunto de condiciones, las ecuaciones de demanda del AIDS son aditivas respecto al gasto total, homogéneas de grado cero con relación a las dos variables y satisfacen la condición de simetría de Slutsky.

Si el índice de precios P definido en (2.7) se sustituye en la relación (2.3), nos encontramos ante un modelo no lineal. Pero si P se aproxima con un índice de precios conocido P^* , tal que $P \cong \phi P^*$, como puede ser el *índice de Stone* (1954-A)¹ definido como:

$$\log P^* = \sum_k w_k \log p_k \quad (2.8)$$

El siguiente sistema de ecuaciones de demanda que resulta (una aproximación del modelo original) es el siguiente:

$$w_i = \alpha_i^* + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log (X/P^*) \quad (2.9)$$

Con $\alpha_i^* = \alpha_i - \beta_i \log \phi$, este nuevo término independiente sigue garantizando la restricción de: $\sum_i \alpha_i^* = 0$.

1. Algunos autores lo definen con término independiente: $\log P^* = \alpha_0 + \sum w_k \log p_k$.

2. — AIDS — variante demográfica.

La formulación (2.3) corresponde a una interpretación “agregada” de la demanda de los consumidores, ya que sólo incorpora como variables explicativas los precios y el nivel de gasto total.

Sin embargo, la información estadística en la mayoría de los casos, combina datos *cross-section* de diferentes familias con su comportamiento a lo largo de un período de tiempo (*series temporales*). Ello genera la necesidad de incorporar una nueva variable explicativa, *el tamaño familiar*, que nos permita observar el impacto sobre el consumo, no sólo de modificaciones en los precios, sino también de variaciones en la composición de las familias.

La idea de incorporar una escala de medida en el análisis de demanda en general, tiene su origen en el trabajo realizado por Barten en 1964², en el cual construye una función de utilidad familiar. Posteriormente, Muellbauer (1974) y Gorman (1976)³ generalizan esta aportación al elaborar una función de coste familiar y, más recientemente, también se han realizado estudios empíricos respecto al modelo AIDS con variable demográfica como son los de Ray (1980, 1982 y 1986).

El proceso consiste en introducir una nueva variable (*d*), que recoja factores demográficos cuya influencia con relación a las restantes variables, es de poderación o deflación. Esta nueva *función de coste para una familia h*, se define como:

$$c_h(p, u) = \min \{ p_1 * q_1 * + \dots + p_h * q_h * / f(q_h) \} \geq u = c(p_h, u) \quad (2.10)$$

Siendo: $q_i * = q_i / d_i$, el consumo per cápita en el bien *i* de una familia; y $p_i * = p_i d_i$, las ponderaciones denominadas “precios normalizados”. Por tanto, esta función de coste tiene ahora como argumentos, el nivel de utilidad y el vector de precios normalizados.

La principal diferencia entre el AIDS familiar y la anterior expresión del modelo (2.3), radica en el uso de los precios “normalizados” y del gasto per cápita familiar⁴ ($X_h^* = X_h / d$); y cuya formulación es la siguiente:

$$w_{ih} = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j^* + \beta_i \log (X_h^* / P) \quad (2.11)$$

2. Ver Barten 1964-B.

3. Su origen se encuentra en la función de utilidad familiar propuesta por Barten (1964-B), de la que deriva la correspondiente función de demanda familiar:

máx. $u = u(q_1^*, \dots, q_n^*) \Rightarrow q_i^* = f(p_1^*, \dots, p_n^*, X)$

4. El índice de precios, $\log P$, utiliza los precios normalizados.

Siendo w_{ih} , el porcentaje presupuestario realizado por h -ésima familia en el bien i . El conjunto de las restricciones establecidas respecto a los parámetros, no sufren variación con esta nueva especificación.

En la práctica, el cálculo de estos precios "normalizados" presentan muchas dificultades. Para poder reformular (2.11) con precios trimestrales y así superar este inconveniente, se define la función de medida "d" en relación a un factor demográfico. Como frecuentemente, se dispone de la información sobre el tamaño familiar, se elige esta variable demográfica para especificar la función "d" en los siguientes términos:

$$d = N^\lambda \quad (2.12)$$

Donde λ es un parámetro desconocido que varía para cada bien y mide el efecto del tamaño familiar.

Al agrupar los términos, se obtiene el "AIDS para una familia individual", que en términos estocásticos se expresa:

$$w_{ih} = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log (X_h/P) + \delta_i \log N_h + u_{ih} \quad (2.13)$$

Con: $\delta_i = \lambda [\sum_j \gamma_{ij} - \beta_i]$; y u_{ih} , el término de perturbación. De esta forma se consigue eliminar la presencia de los precios normalizados, lo cual conlleva la aparición de una nueva variable explicativa ($\log N$), que recoge la influencia del tamaño familiar sobre el nivel de porcentaje de consumo⁵. Respecto a las restricciones, sólo es necesario añadir en el conjunto de restricciones "adding-up": $\sum_i \delta_i = 0$.

La ecuación agregada para un total de H familias se especifica en los siguientes términos:

$$\bar{w}_i = \eta_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log (\bar{X}/P) + \delta_i \log \bar{N} + v_i \quad (2.14)$$

$$\text{Con: } \eta_i = \alpha_i + \beta_i \log (H/Z) + \delta_i \log (H/Z_1)$$

$$v_i = \frac{\sum X_h u_{ih}}{\sum X_h}$$

El sistema (2.14) corresponde al AIDS para una "familia agregada".

Como habitualmente, las variables que determinan las distribuciones demográficas y del gasto [$\log (H/Z)$ y $\log (H/Z_1)$] son no observables, se asume que durante el período analizado son constantes y, por

5. El coeficiente: $\delta_i = \lambda(\sum_j \gamma_{ij} - \beta_i)$

ello, son absorbidas por el término independiente de cada una de las ecuaciones.

Por último, destacar que en esta versión del AIDS familiar no se debe olvidar, que la incorporación de las características demográficas de los consumidores se realiza a través de un indicador, "el tamaño familiar", y por tanto, de una variable "proxy" sujeta a un posible error de medida.

3.— AIDS con variables latentes.

Stapleton en 1984 plantea a nivel teórico la hipótesis de que los individuos en el momento de realizar la elección, no conocen el valor exacto de todas las variables explicativas. La no incorporación de este supuesto es asociada a una de las posibles causas que conduce al rechazo empírico del test de simetría.

Si se acepta esta hipótesis, el modelo de demanda se amplía con las correspondientes ecuaciones de medida; aunque, para que dicho sistema de ecuaciones simultáneas esté identificado, es necesario incorporarle las restricciones de homogeneidad y simetría en los parámetros para, de esta manera, garantizar la propiedad de consistencia en los estimadores.

Así definido, el "modelo AIDS con errores de medida" que corresponde a la fórmula (2.9) en términos matriciales y estocásticos, es el siguiente:

$$\begin{pmatrix} w_1 \\ \dots \\ w_8 \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & & \\ & \dots & \\ & & \gamma_{87} \end{bmatrix} \begin{pmatrix} HP_1^* \\ \dots \\ HP_7^* \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \dots \\ \beta_8 \end{pmatrix} LG^* + \begin{pmatrix} v_1 \\ \dots \\ v_8 \end{pmatrix}$$

Ecuaciones de medida:

$$\begin{pmatrix} HP_1 \\ \dots \\ HP_7 \\ LG \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} \lambda_1 & & & \\ & \dots & & \\ 0 & 0 & \dots & \lambda_7 \\ 0 & 0 & \dots & 0 & \lambda_8 \end{bmatrix} \begin{pmatrix} HP_1^* \\ \dots \\ HP_7^* \\ LG^* \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \epsilon_1 \\ \dots \\ \epsilon_8 \end{pmatrix} \quad (2.15)$$

Siendo: $HP_i = \log(p_i/p_8)$; v_i error ecuacional
 $LG = \log(X/P^{**})$; ϵ_i error medida
 $LN = \log N$; P^{**} índice de Stone

Se utiliza un asterisco para diferenciar las variables no observables

o latentes. El sistema (2.15) se caracteriza por tener: la matriz Γ , simétrica al incorporar las condiciones de simetría; la matriz A es diagonal; y las perturbaciones están no autocorrelacionadas.

III. DATOS Y ESTIMACIÓN

Los datos españoles utilizados tienen carácter trimestral y abarcan el período del II trimestre de 1977 hasta el IV trimestre de 1983. Con un ámbito nacional, los consumos medios trimestrales por persona y el gasto medio total han sido obtenidos a través de la publicación: "*Encuesta Permanente de Consumo*" (INE, 1981).

Dicha encuesta facilita información estadística a nivel trimestral, de los gastos en consumo de las economías domésticas para un conjunto de bienes, desagregados en 24 epígrafes y englobados en 9 grandes grupos. Su tamaño muestral es reducido, ya que sólo son 2.000 los hogares seleccionados y entrevistados periódicamente, con aplicación del procedimiento denominado "por cuotas".

En función del contenido de dicha encuesta, hemos estudiado el modelo AIDS para dos tamaños muestrales distintos, que corresponden, respectivamente, a dos tipos de niveles:

- a.— *Nivel desagregado*: en cada trimestre se distingue los niveles de consumo medio, en función del tamaño medio del hogar. Ello supone una combinación de datos cross-section con datos de serie temporal ("pooled"). Para cada trimestre se dispone de seis observaciones, una para uno de los tamaños familiares definidos⁶. El tamaño muestral resultante en este caso es de 162.
- b.— *Nivel agregado*: recoge el comportamiento medio del total de hogares, sin diferenciar ninguna característica entre ellos. Disponemos, en consecuencia, de una muestra con 27 observaciones.

El conjunto de bienes se agregan en ocho grupos, que coinciden con los establecidos en los epígrafes del IPC (INE, 1977-A), que son los siguientes:

- 1.— Alimentos, Bebidas y Tabaco.
- 2.— Vestido y Calzado.

6. Tamaño 1: hogares 1 miembro
Tamaño 2: hogares 2 miembros
Tamaño 3: hogares 3 miembros
Tamaño 4: hogares 4 miembros
Tamaño 5: hogares 5 miembros
Tamaño 6: hogares 6 y más miembros

- 3.— Alquileres y Vivienda.
- 4.— Menaje y Hogar.
- 5.— Servicios Médicos y Farmacéuticos.
- 6.— Transportes y Comunicaciones.
- 7.— Esparcimiento, Cultura y Enseñanza.
- 8.— Otros Gastos.

La serie de precios se construye con año base 1976, y a partir de los datos mensuales facilitados por las publicaciones del IPC (INE, 1977-B).

El índice de precios general, utilizado como deflactor, se determina de forma exógena al modelo. El índice seleccionado es el de Stone [$\log P^* = \sum_k w_k \log p_k$] y las ponderaciones de los precios necesarias para su cálculo, coinciden con las atribuidas por el IPC a cada uno de los grupos que integran la cesta de la compra.

A nivel nacional, también se podía haber obtenido la información estadística respecto a este conjunto de variables económicas, a partir de la *"Encuesta de Presupuestos Familiares" (E.P.F.)*.

El utilizar esta otra fuente nos hubiese representado básicamente dos inconvenientes: el primero, referido a la imposibilidad de disponer de una serie temporal de años consecutivos, pues cada "E.P.F." facilita sólo datos "cross-section" respecto a un año y su periodicidad es muy elevada (en España desde "E.P.F. 1973-74", no se realiza otra hasta la "E.P.F. 1980-81", cerca de diez años de diferencia); y segundo, como consecuencia del anterior, este tipo de información nos limitaría el tipo de análisis a realizar.

Las tres especificaciones del modelo AIDS (2.9), (2.14) y (2.15), se han estimado por el método de la Máxima Verosimilitud, a través del "programa informático LISREL" en su versión VI [Jöreskog y Sörbom, 1983]; ya que incorpora la "metodología de modelos estructurales con variables latentes" que nos permite la estimación de todos los sistemas de ecuaciones simultáneas establecidos.

En todos los supuestos, se elimina la última ecuación, ya que, en caso contrario, como la suma de los términos de perturbación es nula, su correspondiente matriz de covarianzas sería singular.

Por último, señalar que la estimación Máximo Verosímil del modelo (2.9) coincide con los resultados de aplicar Mínimos Cuadrados Ordinarios en cada ecuación, debido a la no existencia de correlación entre los términos de perturbación de ecuaciones distintas [matriz de covarianzas diagonal].

IV. RESULTADOS

De los dos niveles muestrales utilizados en un principio en este análisis, nos centramos exclusivamente en los resultados que se obtienen para el denominado "nivel desagregado". Esta elección responde básicamente a los siguientes motivos:

- 1.— Permite analizar la incorporación de variables que recogan características demográficas de los consumidores.
- 2.— Debido a la existencia de multicolinealidad entre los regresores.
- 3.— Por facilitar la valoración de las medidas a nivel asintótico, empleada en la evaluación del nivel de ajuste de cada una de las modelizaciones.

Una de las primeras cuestiones que cabe plantearse es si la variable "*tamaño familiar*" es una variable relevante en la especificación del sistema AIDS de ecuaciones de demanda. Para ello, al comparar los resultados de las estimaciones del modelo (2.9) y las del sistema incluida dicha variable demográfica (2.14) [ver tablas 4.1 y 4.2, respectivamente]; se observa como la incorporación del tamaño familiar resulta ser un regresor relevante en la mayoría de ecuaciones y que su exclusión, conduce a resultados ilógicos como son: clasificar como bienes de lujo al de Alimentos; y como bienes de necesidad, los tres últimos grupos.

Ampliado el conjunto de variables explicativas, a continuación se analiza cuál de las distintas especificaciones del AIDS, es decir:

- 1.— Modelo no restringido.
- 2.— Modelo con homogeneidad.
- 3.— Modelo con homogeneidad y simetría.
- 4.— Modelo con homogeneidad, simetría y error de medida.

Representa un nivel mejor de ajuste. Para realizar esta elección se utiliza una medida porcentual, Δ , en función de los valores asociados al estadístico χ^2 ⁷. Mientras más próxima la unidad esté, mejor especificación representa el modelo considerado alternativo. Los valores obtenidos se recogen en la tabla 4.3.

7. Definida:

$$\Delta = \frac{E_O/gl_O - E_A/gl_A}{E_O/gl_O}$$

Con: E_O estadístico del modelo amplio
 E_A estadístico del mod. alternativo

; gl_O grados de libertad del modelo amplio.
; gl_A grados de libertad del modelo alternativo.

TABLA 4.1 MODELO AIDS NO RESTRINGIDO. EXCLUSION DEL TAMAÑO FAMILIAR.

G. Bienes	α_i^*	γ_{i1}	γ_{i2}	γ_{i3}	γ_{i4}	γ_{i5}	γ_{i6}	γ_{i7}	γ_{i8}	β_i	$\Sigma_j \gamma_{ij}$	R ²
Alim-Beb.-Tab...	0,199 (0,81)	-0,121 (-0,37)	1,025 (1,47)	0,360 (0,89)	-0,618 (-0,83)	0,364 (0,65)	-0,175 (-0,44)	0,662 (1,10)	-0,138 (-0,24)	0,034 (1,21)	0,035	0,362
Vest-Calz...	0,004 (0,06)	-0,042 (-0,49)	1,521 (8,23)	-0,575 (-5,34)	-1,281 (-6,47)	0,084 (0,57)	-0,120 (-1,14)	1,076 (6,71)	-0,553 (-3,68)	-0,044 (-5,78)	0,108	0,649
Alq-Vivienda...	-0,793 (-6,27)	-0,126 (-0,76)	-0,476 (-1,33)	0,192 (0,92)	0,238 (0,62)	-0,156 (-0,54)	-0,124 (-0,60)	-0,075 (-0,24)	0,442 (1,52)	0,241 (16,4)	-0,085	0,641
Men-Hogar...	-0,248 (-3,06)	0,173 (1,62)	0,308 (1,34)	-0,120 (-0,90)	-0,501 (-2,04)	0,276 (1,51)	-0,126 (-0,96)	-0,192 (-0,96)	0,138 (0,74)	0,097 (10,3)	-0,043	0,592
Serv.Médicos...	-0,040 (-1,39)	-0,076 (-2,01)	0,080 (0,98)	0,034 (0,72)	-0,104 (-1,19)	0,085 (1,31)	-0,006 (-0,14)	0,009 (0,13)	-0,026 (-0,40)	0,015 (4,62)	0,222	
Transp-Comun...	0,652 (3,30)	-0,035 (-0,13)	0,866 (-1,55)	0,029 (0,09)	0,719 (1,20)	-0,152 (-0,34)	0,112 (0,35)	0,196 (0,40)	0,034 (0,07)	-0,143 (-6,25)	0,037	0,231
Esparc-Cult...	0,497 (3,80)	0,156 (0,90)	0,961 (2,60)	-0,513 (-2,38)	-0,457 (-1,15)	0,288 (0,97)	0,252 (1,19)	0,290 (0,90)	-0,788 (-2,61)	-0,191 (-12,6)	0,189	0,531
Otros Gastos(*)...	0,605 (5,65)	0,160 (1,13)	-1,572 (-5,19)	0,442 (2,51)	1,010 (3,11)	-0,180 (-0,74)	0,139 (0,80)	-0,873 (-3,33)	0,692 (2,81)	-0,018 (-1,50)	-0,182	0,439
Rest = 0,970										$\chi^2_{21} = 382,81$		
										GFI = 0,790		

Nota: Entre paréntesis los valores de la t de Student

(*) Por M.C.O.

TABLA 4.2. MODELO AIDS NO RESTRINGIDO. INCLUSION DEL TAMAÑO FAMILIAR.

G. Bienes	α_i^*	γ_{11}	γ_{12}	γ_{13}	γ_{14}	γ_{15}	γ_{16}	γ_{17}	γ_{18}	β_i	δ_i	$\Sigma_j \gamma_{ij}$	R ²
Alim-Beb.-Tab...	2,180 (8,91)	0,104 (0,44)	1,610 (3,18)	-0,091 (-0,30)	-1,053 (-1,95)	0,196 (0,49)	-0,087 (-0,30)	-0,236 (-0,54)	-0,349 (-0,85)	-0,229 (-0,60)	-0,172 (-11,8)	0,094 (1,40)	0,668
Vest-Calz...	-0,054 (-0,60)	-0,049 (-0,56)	1,504 (8,09)	-0,562 (-5,17)	-1,269 (-6,39)	0,089 (0,60)	-0,123 (-1,16)	1,064 (6,61)	-0,547 (-3,63)	-0,030 (-1,86)	0,005 (0,94)	0,106 (3,61)	0,651
Alq-Vivienda...	0,219 (1,72)	-0,011 (-0,09)	-0,177 (-0,67)	-0,037 (-0,24)	0,015 (0,05)	-0,240 (-1,15)	-0,079 (-0,53)	0,142 (0,62)	0,334 (1,57)	0,004 (0,17)	-0,087 (-11,6)	-0,054 (-1,48)	0,810
Men-Hogar...	0,029 (0,27)	0,204 (1,99)	0,390 (1,77)	-0,183 (-1,42)	-0,562 (-2,38)	0,253 (1,44)	-0,113 (-0,90)	-0,132 (-0,69)	0,108 (0,60)	0,032 (1,67)	-0,024 (-3,76)	-0,035 (-0,01)	0,627
Serv. Médicos...	-0,017 (-0,42)	-0,073 (-1,93)	0,087 (1,06)	0,029 (0,60)	-0,109 (-1,25)	0,084 (1,28)	-0,005 (-0,12)	0,014 (0,19)	-0,029 (-0,44)	0,010 (1,38)	-0,002 (-0,86)	-0,003 (-0,01)	0,226
Transp-Comun...	-1,248 (-8,05)	-0,251 (1,69)	-1,429 (-4,47)	0,461 (2,46)	1,137 (3,33)	0,007 (0,03)	0,028 (0,15)	-0,211 (-0,76)	0,236 (0,91)	0,301 (10,7)	0,164 (17,8)	-0,021 (-2,10)	0,752
Esparc-Cult...	-0,302 (-1,96)	0,065 (0,44)	0,723 (2,28)	-0,331 (-1,78)	-0,281 (-0,83)	0,355 (1,40)	0,217 (1,20)	0,118 (0,43)	-0,703 (-2,72)	-0,004 (-0,13)	0,069 (7,55)	0,165 (2,96)	0,660
Otros Gastos(*)...	0,301 (2,10)	0,125 (0,91)	-1,661 (-5,61)	0,551 (2,95)	1,076 (3,40)	-0,153 (-0,65)	0,126 (0,74)	-0,939 (-3,66)	0,725 (3,02)	0,052 (2,02)	0,026 (3,08)	-0,150 (4,83)	0,472
Renta Real...	4,168	0,484 (1,14)	1,265 (1,38)	-0,971 (-1,82)	-0,940 (-0,96)	-0,356 (-0,49)	0,189 (0,36)	0,915 (1,15)	-0,455 (-0,61)	-	-0,290 (-23,5)	-	0,792

$\chi^2_{21} = 154,63$
 $\text{Rest}^2 = 0,996$
GFI = 0,919

Nota: Entre paréntesis los valores de la t de Student.
(*) Por M.C.O.

TABLA 4.3.— EVOLUCION DEL TEST χ^2

Modelo	χ^2	gl	Δ (en %)
1.— Mod. no restringido	154,63	21	---
2.— Mod. con homogeneidad	147,31	21	4,7
3.— Mod. con homog-simetría	266,20	42	13,9
4.— Mod. con homog-simet-error	237,98	42	23,0

Nota: gl, grados de libertad

Con el fin de apoyar estos resultados, también se aplica un test de especificación errónea, el test de Breusch y Pagan, cuya contrastación conduce al contenido de la tabla 4.4.

Al observar conjuntamente las tablas 4.3 y 4.4. se evidencia una progresiva mejora en el nivel de especificación, a medida que se incorporan nuevas hipótesis en su formulación inicial. Entre estas cuatro opciones, se selecciona el “*modelo AIDS con errores de medida en las variables explicativas*” por ser la que representa un mejor ajuste en la modelización [la estimación máximo verosímil del AIDS con variables latentes corresponde a la tabla 4.5].

Por otro lado, una de las finalidades hacia la que se orienta la mayoría de trabajos enmarcados en este área económica, es realizar un análisis de la “*estructura de consumo*”, a partir de las “*elasticidades de demanda*”⁸.

Al efectuar los cálculos para la economía española durante el período analizado, se obtienen los valores recogidos en la tabla 4.6 y entre los que destacan los siguientes comentarios:

La elasticidad renta (e_i) clasifica los bienes según su valor sea mayor o inferior a la unidad. En el primer modelo, hay dos grupos (Alimentos y Vestido-Calzado) con valores inferiores a uno, que equivale a englobarlos como bienes de necesidad, hecho que para el segundo grupo no tiene excesivo sentido económico. Pero a raíz de la evolución seguida en el proceso, en la última modelización se clasifica únicamente el primer grupo como bienes de necesidad, siendo el resto de lujo; este cambio se asocia con la mejora experimentada en su cálculo. A pesar de ello, destaca el valor excesivamente elevado de Transportes y Comunica-

8. Las fórmulas de las elasticidades son:

$$e_i = \frac{\beta_i}{w_i} + 1 ; e_{ij} = \frac{\gamma_{ij}}{w_i} - \beta_i \frac{w_j}{w_i} - \delta_{ij} ; e_{iN} = \frac{\delta_i}{w_i}$$

TABLA 4.4.— TEST DE BREUSCH Y PAGAN

6. Bienes	Modelo (1)	H ₀ (*)	Modelo (2)	H ₀ (*)
Alim-Beb-Tab	23,184	R	1,652	A
Vest-Calz	44,149	R	0,044	A
Alq-Vivienda	20,579	R	5,882	A
Men-Hogar	38,735	R	25,338	R
Serv. Médicos	28,931	R	3,450	A
Transp-Comun	11,447	A	23,470	R
Esparc-Cultura	99,725	R	38,845	R
Otros Gastos	27,430	R	---	-

Notas: () Contraste realizado al 5% de nivel de significación.*

(1) Mod. no restringido.

(2) Mod. con Hom-Simetr-Error.

ciones, reducido mínimamente durante las cuatro etapas.

Los valores de las elasticidades precio (e_{ij}) son todos negativos y muy próximos a la unidad, excepto para Alimentos y Vestido-Calzado en el primer modelo, hecho asociado al carácter de necesidad según su elasticidad renta. Pero en el último sistema (elegido por un nivel mayor de ajuste), el único grupo con una función de demanda inelástica es el de Alimentos.

La incidencia de variaciones en el tamaño familiar, se refleja en su correspondiente elasticidad (e_{iN}). Otra medida del efecto familiar se cuantifica con el parámetro " λ ", cuyo valor medio estimado es de $\bar{\lambda} = 0,650$ y que aparece en la definición de la función de medida de la variable demográfica [$d = N^{\lambda}$].

Del conjunto de todos los resultados, destaca la ya mencionada mejora del modelo AIDS al incorporarle nuevas restricciones, ratificando así la anterior elección del modelo asociado a la hipótesis de errores de medida.

TABLA 4.5. MODELO AIDS ASUMIENDO HOMOGENEIDAD, SIMETRÍA Y ERROR DE MEDIDA EN LAS VARIABLES EXPLICATIVAS (M.V.).

G. Bienes	γ_{i1}	γ_{i2}	γ_{i3}	γ_{i4}	γ_{i5}	γ_{i6}	γ_{i7}	γ_{i8}	β_i	δ_i	R^2
Alim-Beb.-Tab...	-0,506 (-7,04)	0,153 (2,77)	0,117 (2,08)	0,077 (1,49)	0,039 (1,06)	0,171 (2,14)	0,011 (0,25)	-0,062	-0,231 (-9,32)	-0,172 (-11,4)	0,666
Vest-Calz...	0,153 (2,77)	-0,077 (-1,00)	0,022 (0,36)	0,177 (2,40)	0,080 (2,46)	-0,273 (-2,72)	-0,157 (-4,14)	0,075	0,013 (0,57)	0,017 (2,35)	0,243
Alq-Vivienda...	0,117 (2,08)	0,022 (0,36)	0,007 (0,08)	0,002 (0,04)	-0,010 (-0,31)	-0,132 (-1,33)	-0,104 (-2,49)	0,098	0,003 (0,12)	-0,088 (-10,9)	0,796
Men-Hogar...	0,077 (1,48)	0,177 (2,40)	0,002 (0,04)	0,281 (3,26)	0,056 (1,57)	-0,429 (-3,73)	-0,030 (-0,87)	-0,134	0,039 (1,67)	-0,022 (-2,91)	0,608
Serv. Médicos...	0,039 (1,06)	0,080 (2,46)	-0,010 (-0,31)	0,056 (1,57)	-0,121 (-2,93)	0,014 (0,26)	-0,027 (-1,55)	-0,031	0,005 (0,65)	-0,003 (-1,24)	0,149
Transp-Comun...	0,171 (2,14)	-0,273 (-2,72)	-0,132 (-1,33)	-0,429 (-3,73)	0,014 (0,26)	0,373 (1,78)	-0,033 (-0,62)	0,309	0,279 (8,56)	0,158 (14,9)	0,735
Espace-Cult...	0,011 (0,25)	-0,157 (-4,14)	-0,104 (-2,49)	-0,030 (-0,87)	-0,027 (-1,56)	-0,033 (-0,62)	0,072 (1,49)	0,268	0,012 (0,41)	0,074 (7,40)	0,608
Otros Gastos (*)...	-0,062	0,075	0,098	-0,134	-0,031	0,309	0,268	-0,523	0,080	0,036	
$\chi^2_{Rest} = 0,982$ $\chi^2_2 = 237,98$ GFI = 0,864											

Nota: Entre paréntesis los valores de la *t* de Student.

(*) Cálculo por propiedad de aditividad.

TABLA 4.6. EVOLUCION DE LAS ELASTICIDADES DE DEMANDA.

G. Bienes	Mod.		Amplio		Mod.		Homg.		Mod.		Hom-Sim		Mod.		Error	
	e_{ii}	e_i	e_{ii}	e_{iN}	e_{ii}	e_i	e_{ii}	e_{iN}	e_{ii}	e_i	e_{ii}	e_{iN}	e_{ii}	e_i	e_{ii}	e_{iN}
Alim-Beb.-Tab...	-0,569	0,486	-0,392	-0,392	0,495	-0,381	-0,593	0,519	-0,374	-0,544	0,482	-0,401				
Vest-Calz...	-0,758	0,574	0,070	-0,782	0,649	0,084	-0,869	0,902	0,168	-1,017	1,186	0,238				
Alq-Vivienda...	-1,008	1,044	-0,978	-1,015	1,011	-0,989	-1,003	0,921	-0,978	-1,004	1,038	-0,989				
Men-Hogar...	-1,104	1,413	-0,306	-1,095	1,395	-0,306	-0,965	1,637	-0,242	-0,996	1,520	-0,280				
Serv. Médicos...	-0,965	1,529	-0,106	-0,960	1,478	-0,159	-0,974	1,532	-0,106	-1,066	1,314	-0,159				
Transp-Comun...	-1,298	4,354	1,824	-1,293	4,348	1,824	-1,287	4,070	1,746	-1,223	4,100	1,757				
Espar-Cult...	-0,979	0,945	0,997	-0,985	1,057	1,021	-1,020	1,115	1,036	-1,003	1,187	1,064				
Otros Gastos...	-0,989	1,603	0,226	-1,063	1,456	0,248	-1,067	1,870	0,352	-1,091	2,212	0,441				

V. CONCLUSIONES

Entre las principales características y conclusiones que se derivan del presente estudio, destacan las siguientes:

1.— La elección del modelo "*Almost Ideal Demand System*", tanto por su actualidad como por sus ventajas asociadas a la formulación flexible de sus funciones de demanda.

2.— Se amplía el conjunto de variables explicativas del modelo original, con la inclusión de una variable demográfica, *el tamaño familiar*.

3.— El análisis del fenómeno de la inconsistencia, que conduce a reformular la especificación del sistema, hasta admitir el carácter latente de los regresores, por existir errores de medida en su observación.

4.— Disponer de los medios informáticos adecuados, para la estimación de cualquier sistema de ecuaciones simultáneas, en concreto, el acceder al programa informático "LISREL VI".

5.— Realizar el análisis empírico respecto a la economía española. Nuestro objetivo no sólo se dirige al estudio de la especificación de las funciones de demanda, sino también intenta cubrir el vacío existente en nuestro país con relación al área de la "Teoría del Consumidor", ya que las referencias bibliográficas al respecto, son escasas y en su mayoría no actualizadas.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABADIA, A. (1984).: *Un sistema Completo de Demanda para la Economía Española*, Investigaciones Económicas, vol. 25, p. 5-17.
- BARTEN, A.P. (1964).: *Family Composition, Prices and Expenditure Patterns*", in Hart, P.; Mills, G. and Witttaker, J. (eds.): *Econometric Analysis for National Economic Planning*, London.
- DEATON, A. & J. MUELLBAUER, (1980).: *An Almost Ideal Demand System*, *American Economic Review*, vol. 70, p. 312-326.
- GORMAN, W.M. (1976).: *Tricks with Utility Functions* in M. Artis and A. Nobay (Eds.): *Essays in Economic Analysis: Proceeding of the 1975 AUTE Conference*, Sheffield (Cambridge University).
- INE (1977-A).: *Monografía Técnica. Índice de Precios de Consumo*, INE, Madrid.
- INE (1977-B).: *Índice de Precios de Consumo*, publicación mensual, INE, Madrid.
- INE (1981).: *Encuesta Permanente de Consumo*, Nº 1-2-3, INE, Madrid.
- JORESKOG, K.G. and SORBOM, (1983).: *LISREL VI, Analysis of Linear Structural Relationships by Maximum Likelihood and Least Squares Methods*.
- LOPEZ, E. (1986).: *La Estructura del Consumo en España en 1981. Una Aplicación del Modelo Lineal de Gasto*, Cuadernos de Economía, Nº 39, vol. 14, p. 86-106.

- LLUCH, C. (1971-A): *La Demanda de Bienes de Consumo*, Confederación Española de Cajas de Ahorros, Madrid.
- LLUCH, C. (1971-B): *Estimación de un Sistema Lineal de Gasto*, Revista Española de Economía, Enero-Abril, p. 163-206.
- MARIN, S. (1987): *Análisis de Modelos de Demanda del Consumidor: Especificación del AIDS-Aplicación al Caso Español*, Tesis Doctoral, Universidad de Barcelona.
- MUELLBAUER, C. (1974): *Household Composition, Engel Curves and Welfare Comparisons between Household*, European Economic Review, vol. 5, p. 103-122.
- RAY, R. (1980): *Analysis of a Time Series of Household Expenditure Surveys of India*, Review of Economics and Statistics, p. 595-602.
- RAY, R. (1982): *The Testing and Estimation of Complete Demand Systems on Household Budget Surveys*, European Economic Review, vol. 17, p. 349-369.
- RAY, R. (1986): *Demographic Variables and Equivalence Scales in a Flexible Demand System: The Case of AIDS*, Applied Economics, 18, p. 225-278.
- SANZ, R. (1974): *Teoría Estática y Dinámica de la Demanda*, Instituto de Estudios Económicos, Madrid.
- STAPLETON, D. (1984): *Errors in Variables in Demand Systems*, Journal of Econometrics, vol. 26, p. 255-270.
- STONE, R. (1954-A): *The Measurement of Consumers Expenditure and Behavior in the United Kingdom, 1920-1938*, New-York: Cambridge Univ.
- STONE, R. (1954-B): *Linear Expenditure Systems and Demand Analysis: An Application to the Pattern of British Demand*, Economic Journal, vol. 64, p. 511-527.